

**Izabela Kurzawa, Feliks Wysocki**

Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

---

## ZASTOSOWANIE MODELU LA/AIDS DO BADANIA ELASTYCZNOŚCI CENOWYCH POPYTU KONSUMPCYJNEGO

---

**Streszczenie:** Celem pracy było zbadanie przydatności liniowej aproksymacji prawie idealnego systemu funkcji popytu LA/AIDS do wyznaczenia elastyczności cenowych popytu dla wybranych grup artykułów żywnościowych. Parametry tego wielorównaniowego modelu oszacowano na podstawie danych z badania indywidualnych budżetów gospodarstw domowych w Polsce w 2006 roku. Próba roczna obejmowała 37 508 gospodarstw domowych. Uwzględniając oszacowane parametry równań modelu, wyznaczono elastyczności cenowe własne i mieszane dla wybranych produktów żywnościowych.

**Słowa kluczowe:** model LA/AIDS, elastyczności cenowe, popyt konsumpcyjny.

### 1. Wstęp

Popyt konsumpcyjny w gospodarstwach domowych zależy od wielu różnorodnych czynników. Ich wpływ na konsumpcję artykułów żywnościowych jest szeroki, lecz w decydującym stopniu na zakupy żywnościowe oddziałują czynniki o charakterze ekonomicznym [Urban 1998]. Determinanty ekonomiczne współokreślają sytuację gospodarczą. W sposób wymierny dowodzą istnienia ograniczonych zasobów w gospodarce kraju, a także w gospodarstwie domowym [Światowy 2006]. Podstawowymi czynnikami ekonomicznymi wpływającymi na kształtowanie się konsumpcji żywności są dochód i ceny nabywanych dóbr. Ceny wyznaczają realną wartość dochodów i ich siłę nabywczą w każdej sytuacji społeczno-gospodarczej [Szwacka-Salmonowicz, Zielińska 1996]. Cena jest zatem miarą wartości dóbr i usług, a zmiany poziomu cen odzwierciedlają relacje podaży i popytu [Żelazna, Kowalczyk, Mikuta 2002].

Relacja między popytem a cenami jest odwrotnie proporcjonalna, oznacza to, że wzrostowi cen towarzyszy zazwyczaj spadek popytu, a spadkowi cen – wzrost popytu [Rudnicki 2004]. Zależność ta – funkcjonująca jako prawo popytu sformułowane przez Marshalla [Światowy 2006] – wpływa na decyzje o zakupie dóbr lub usług konsumpcyjnych. Według tego prawa wzrost cen danego towaru wywołuje

spadek popytu na ten towar, a zmniejszeniu ceny towarzyszy wzrost popytu na dane dobro, przy czym stosunek między spadkiem ceny a wzrostem popytu nie jest stały, zależy od wielu czynników, np. liczby dostępnych substytutów. Miarą reakcji popytu na poszczególne dobra względem zmiany ich cen jest współczynnik elastyczności cenowej popytu. Wyraża on zmiany w popycie spowodowane jednoprocetowymi zmianami cen dóbr.

Celem pracy jest zbadanie przydatności liniowej aproksymacji prawie idealnego systemu funkcji popytu LA/AIDS (*the linear approximation almost ideal demand system*) do wyznaczenia elastyczności cenowych popytu wybranych grup artykułów żywnościowych [Deaton, Muellbauer 1980; Green, Alston 1990; Suchecki 2006]. Parametry tego wielorównaniowego modelu oszacowano na podstawie danych z badania indywidualnych budżetów gospodarstw domowych w Polsce w 2006 roku. Próba roczna obejmowała 37 508 gospodarstw domowych.

Oszacowane elastyczności cenowe popytu mogą być wykorzystane w analizie społeczno-ekonomicznej, obejmującej między innymi prognozowanie popytu konsumpcyjnego.

## 2. Metoda badań

Badanie elastyczności cenowych popytu oparto na oszacowanych równaniach modelu LA/AIDS, wywodzącego się z „prawie idealnego” systemu funkcji popytu AIDS (*almost ideal demand system*). Koncepcja modelu AIDS, zakłada relację między udziałami wydatków na poszczególne dobra w dochodzie (lub wydatkach ogólnych na rozważane dobra) a cenami tych dóbr i dochodem [Deaton, Muellbauer 1980]:

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(X / P) + \mu_i,$$

- gdzie:  $i, j$  – numeracja rozważanych dóbr (1, 2, ..., n),  
 $w_i$  – udział wydatków na  $i$ -tą grupę dóbr w dochodzie (lub ogólnych wydatkach na wszystkie rozważane dobra) w gospodarstwie domowym ( $\sum_{i=1}^n w_i = 1$ ),  
 $p_j$  – cena  $j$ -tego dobra (grupy dóbr),  
 $X$  – wydatki ogółem na wszystkie rozważane dobra (lub dochód) w gospodarstwie domowym,  
 $P$  – indeks cen,  
 $\ln P$  – indeks cen typu translog zdefiniowany następującym równaniem:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j.$$

Formuła ta pozwala na zastosowanie modelu do dowolnego systemu popytu.

Oszacowanie parametrów modelu AIDS sprawia trudność ze względu na nieliniowy indeks cen. Często używanym podejściem jest zastosowanie skorygowanego indeksu cen Stone'a:

$$\ln P^* = \sum_{i=1}^n w_i \frac{p_i}{P_i}$$

w miejsce indeksu cen  $\ln P$ <sup>1</sup> [Moschini 1995 za: Dudek 2008, Suchecki 2006].

Takie postępowanie prowadzi do uzyskania LA/AIDS – liniowej aproksymacji modelu AIDS (*the linear approximation almost ideal demand system*).

W pracy dodatkowo do systemu równań wprowadzono zmienne zero-je-dynkowe  $D_k$ , określające wpływ przynależności gospodarstw domowych do grupy społeczno-ekonomicznej na kształtowanie się udziałów wydatków na dane dobro w ogólnych wydatkach na rozważane dobra [Pollak, Wales 1981 za: Armagan, Akbay 2008]:

$$\alpha_i = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^m \lambda_{ik} D_k,$$

$\lambda_{ik}$  pokazują różnice w udziałach wydatków na dane dobro w ogólnych wydatkach wynikających z przynależności gospodarstw domowych do grupy społeczno-ekonomicznej w stosunku do takich udziałów w grupie gospodarstw domowych wybranej za podstawę (w pracy za podstawę porównań przyjęto gospodarstwa domowe rolników).

Ostatecznie estymowano następującą postać modelu<sup>2</sup>:

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_{k=1}^m \lambda_{ik} D_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(X / P^*) + \mu_i^*,$$

biorąc pod uwagę, wynikające z teorii użyteczności, ograniczenia nałożone na parametry<sup>3</sup>:

<sup>1</sup> Jak podaje Suchecki [2006], „w obliczeniach empirycznych proponuje się najczęściej przyjęcie pewnego znanego indeksu, zakładając jego proporcjonalność do nieznanego *a priori* indeksu  $P \approx P^*$ ”.

<sup>2</sup> Zmienne endogeniczne  $w_1, w_2, \dots, w_n$  nie są zmiennymi objaśniającymi w żadnym z równań systemu, więc model ten należy do klasy modeli prostych o równaniach pozornie niezależnych SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*). Poza tym dla gospodarstw domowych udziały niektórych wydatków w ogólnych wydatkach na rozważane dobra są zerowe, gdy gospodarstwo domowe nie kupuje danego artykułu. Zerowe udziały są cenzurowane przez nieobserwowalną zmienną ukrytą. W związku z tym parametry każdego z równań modelu oszacowano za pomocą modelu tobit w programie GRETL.

<sup>3</sup> Zastosowanie indeksu cen Stone'a automatycznie zapewnia spełnienie tych warunków [Stone 1954 za: Quang Le 2008].

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i^* = 1, \quad \sum_{i=1}^n \lambda_{ik} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0.$$

Na podstawie uzyskanych oszacowań parametrów modelu LA/AIDS wyznaczono elastyczności cenowe popytu na wybrane artykuły żywnościowe według formuły Marshalla [Green, Alston 1990] na cenową elastyczność popytu na  $i$ -te dobro względem ceny  $j$ -tego dobra:

$$e_{ij}^M = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} - \beta_i \frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i}, \quad \text{gdzie } \delta_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{dla } i = j \\ 0 & \text{dla } i \neq j \end{cases}.$$

Jeśli  $i = j$ , wówczas otrzymuje się elastyczności cenowe własne, w przeciwnym przypadku – mieszane (krzyżowe).

### 3. Dane wykorzystane w analizie

Za podstawę źródłową badań przyjęto niepublikowane dane pochodzące z badań budżetów gospodarstw domowych prowadzonych przez Główny Urząd Statystyczny w Polsce w 2006 roku. Analizowana próba roczna obejmowała 37 508 gospodarstw domowych. Rozważano wydatki gospodarstw domowych na 12 grup artykułów żywnościowych: pieczywo, wyroby ciastkarskie, mięso surowe, przetwory mięsne, ryby, mleko, sery, jaja, tłuszcze zwierzęce, tłuszcze roślinne, owoce, warzywa, w ujęciu grup społeczno-ekonomicznych ludności oraz przybliżone ceny tych produktów.

### 4. Wybrane wyniki badań

Oszacowane parametry równań modelu LA/AIDS charakteryzowały się niskimi błędami szacunku, co świadczy o dobrym dopasowaniu modelu do danych empirycznych. Na tej podstawie wyznaczono elastyczności cenowe dla wybranych produktów żywnościowych (tab. 1).

Otrzymane elastyczności cenowe (Marshalla) określają wpływ efektu dochodowego i cenowego na zmiany w popycie na wyróżnione dobra żywnościowe. Na głównej przekątnej występują własne elastyczności cenowe, które są ujemne i osiągały wartości od  $-1,118$  (warzywa) do  $-0,288$  (jaja). Na przykład współczynnik elastyczności cenowej popytu na jaja wynosi  $-0,288^4$  i oznacza, że wzrost ceny o 1% tej grupy artykułów żywnościowych spowoduje spadek popytu (wyrażonego poprzez udziały wydatków na jaja w ogólnych wydatkach żywnościowych) średnio o 0,288%, natomiast wzrost ceny warzyw o 1% prowadzi do spadku popytu na tę grupę artykułów żywnościowych o 1,12%.

<sup>4</sup> Dla porównania elastyczność cenowa jaj w USA wynosiła  $-0,15$  [Sznajder 1999].

**Tabela 1.** Współczynniki elastyczności cenowych popytu na wybrane artykuły żywnościowe (według Marshalla)

Artykuły	Pieczywo	Wyroby ciastkarskie	Mięso surowe	Przetwory mięsne	Ryby	Mleko	Sery	Jaja	Tłuszcze zwierzęce	Tłuszcze roślinne	Owoce	Warzywa
Pieczywo	<b>-0,549</b>	-0,068	-0,132	-0,249	-0,038	-0,037	0,005	0,015	-0,018	-0,034	-0,087	-0,047
Wyroby ciastkarskie	0,117	<b>-0,423</b>	-0,155	-0,016	0,037	-0,032	0,114	0,176	-0,037	-0,003	-0,022	0,146
Mięso surowe	-0,218	-0,028	<b>-0,694</b>	0,000	-0,083	-0,064	0,033	-0,031	-0,075	-0,046	-0,078	-0,117
Przetwory mięsne	-0,228	-0,013	-0,019	<b>-0,825</b>	0,019	-0,028	-0,026	0,021	-0,053	-0,091	-0,075	-0,018
Ryby	0,069	0,047	-0,121	0,133	<b>-0,944</b>	0,026	-0,052	-0,057	0,017	-0,034	0,057	0,054
Mleko	0,002	-0,003	-0,087	-0,056	-0,010	<b>-0,853</b>	-0,333	0,190	0,035	0,017	-0,042	-0,098
Sery	0,220	-0,070	0,045	0,214	0,054	-0,025	<b>-1,009</b>	-0,084	0,078	0,044	-0,022	0,162
Jaja	-0,123	-0,095	-0,085	-0,023	-0,054	-0,202	-0,137	<b>-0,288</b>	-0,025	-0,068	-0,046	-0,044
Tłuszcze zwierzęce	-0,039	-0,057	-0,076	0,108	-0,014	-0,020	-0,081	-0,030	<b>-0,647</b>	-0,118	-0,021	-0,040
Tłuszcze roślinne	-0,086	0,012	-0,110	-0,200	-0,049	-0,010	0,040	-0,157	-0,143	<b>-0,430</b>	-0,070	-0,054
Owoce	0,137	-0,070	0,019	0,261	-0,027	-0,018	-0,098	-0,049	0,073	0,084	<b>-0,849</b>	0,064
Warzywa	-0,071	0,005	0,016	-0,196	0,018	0,132	0,006	-0,086	0,027	0,058	0,026	<b>-1,118</b>

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badania budżetów gospodarstw domowych w 2006 r.

Popyt na żywność jest mało- lub nieelastyczny, gdyż żywność jest dobrem podstawowym niemającym substytutów. W pewnej skali zjawisko substytucji można zaobserwować w formie ograniczenia spożycia jednej grupy produktów żywnościowych na rzecz innej grupy lub w postaci zmian proporcji konsumpcji w ramach grupy produktów. Natomiast komplementarność produktów oznacza, że zwiększenie konsumpcji jednych produktów prowadzi do wzrostu konsumpcji innych. Poziom cen substytutów i produktów komplementarnych może wpływać na wielkość konsumpcji każdego z nich. Analiza wskaźników elastyczności krzyżowej (mieszanej) ujawnia związki substytucyjne bądź komplementarne między dobrami [Kieźel 2000]. Zauważono na przykład, że między owocami oraz warzywami występuje efekt substytucji (elastyczność cenowa krzyżowa popytu na owoce względem ceny warzyw wyniosła 0,064), relacja zaś między mlekiem a serami wyraża komplementarność (ujemna elastyczność cenowa krzyżowa  $-0,333$ ). Oczywiście wrażliwość gospodarstwa domowego na ceny zależy od poziomu uzyskiwanych dochodów, ponieważ zamożniejsze gospodarstwa łatwiej radzą sobie z podwyżką cen [Bywalec, Rudnicki 2002; Kieźel 2000].

## 5. Podsumowanie

Przeprowadzona analiza skłania do następujących wniosków:

1. Zastosowany w pracy model LA/AIDS okazał się użytecznym narzędziem w badaniach elastyczności cenowych popytu na artykuły żywnościowe.

2. Elastyczności cenowe własne dla badanych artykułów żywnościowych były ujemne, najmniej elastycznymi artykułami były jaja (-0,288), a najbardziej elastycznymi cenowo – warzywa (-1,118).

3. Mieszane elastyczności cenowe dla badanych artykułów żywnościowych przyjmowały zarówno dodatnie, jak i ujemne wartości, co oznacza, że wśród rozważanych dóbr występowały zależności substytucyjne (dodatnia elastyczność cenowa krzyżowa) oraz komplementarne (ujemna elastyczność cenowa krzyżowa). Efekt substytucji występuje na przykład między wyrobami ciastkarskimi a jajami (0,176) oraz owocami i przetworami mięsnymi (0,261). Z kolei produkty komplementarne względem siebie to mleko i sery (-0,333) oraz jaja i mleko (-0,202).

## Literatura

- Armagan G., Akbay C., *An econometric analysis of urban households' animal products consumption in Turkey*, „Applied Economics” 2008, 40.
- Bywalec Cz., Rudnicki L., *Konsumpcja*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2002.
- Deaton A., Muellbauer J., *An almost ideal demand system*, „American Economic Review” 1980, 70.
- Dudek H., *Elastyczności cenowe popytu na żywność – analiza na podstawie modelu LA/AIDS*, „Roczniki Naukowe Seria” 2008, X, z. 4.
- Green R., Alston J.M., *Elasticities in AIDS models*, „American Journal of Agricultural Economics” 1990, 72.
- Kieźel E. (red.), *Rynkowe zachowania konsumentów*, Wyd. Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice 2000.
- Moschini G., *Units of measurement and the Stone index in demand system*, „American Journal of Agricultural Economics” 1995, vol. 77, no. 1.
- Pollak R.A., Wales T.J., *Demographic variables in the demand analysis*, „Econometrica” 1981, 49.
- Quang Le C., *An empirical study of food demand in Vietnam*, „ASEAN Economic Bulletin” 2008, vol. 25, no 3.
- Rudnicki L., *Zachowania rynkowe nabywców-mechanizmy i uwarunkowania*, Wyd. Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2004.
- Stone J.R.N., *Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand*, „Economics Journal” 1954, 64.
- Sucheckki B., *Kompletne modele popytu*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- Sznajder M., *Ekonomia mleczarstwa*, Wydawnictwo Akademii Rolniczej im. Augusta Cieszkowskiego w Poznaniu, Poznań 1999.
- Szwacka-Salmonowicz J., Zielińska Z., *Hierarchia potrzeb żywnościowych w 1993 roku na tle potrzeb 1986 roku*, PAN, IRWiR, Warszawa 1996.
- Światowy G., *Zachowania konsumentów. Determinanty oraz metody poznania i kształtowania*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2006.
- Urban S., *Marketing produktów spożywczych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 1998.
- Żelazna K., Kowalczyk I., Mikuta B., *Ekonomika konsumpcji. Elementy teorii*, Wydawnictwo SGGW, Warszawa 2002.

## **THE APPLICATION OF LA/AIDS MODEL TO EXAMINE PRICE ELASTICITY OF DEMAND**

**Summary:** This paper presents the usefulness of linear approximation of almost ideal demand system (LA/AIDS) to examine the price elasticity of demand for chosen groups of food. This research project is based on micro-economic data concerning individual Polish household budgets in 2006. The research showed that own price elasticity for all foodstuff was negative, the least elastic – eggs ( $-0.288$ ) and the most elastic – vegetables ( $-1.118$ ). Cross price elasticity of studied foodstuffs was positive, the same as negative values. Positive values mean that foodstuffs were substituting goods and negative values were complementary goods.